



Munich Personal RePEc Archive

Gone Fishin' Effects on the Bucharest Stock Exchange

Ramona Dumitriu and Razvan Stefanescu

Dunarea de Jos University of Galati, Dunarea de Jos University of
Galati

25. September 2013

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/52473/>

MPRA Paper No. 52473, posted 28. December 2013 20:50 UTC

EFECTE GONE FISHIN' LA BURSA DE VALORI DIN BUCUREȘTI

RAMONA DUMITRIU, RAZVAN STEFANESCU

ABSTRACT: *This paper investigates the presence of Gone Fishin' Effects on the Romanian Capital Market from January 2000 to July 2013. In this analysis we employ daily values of five main indexes of Bucharest Stock Exchange. We use GARCH models to reveal this seasonality not only on indexes returns but also on the capital market volatility. In order to identify the differences between quiet and turbulent periods of time we split our sample of data into two sub-samples. The first, from January 2000 to December 2006, corresponds to a relative quiet period, while the second, from January 2007 to August 2013, corresponds to a turbulent period. Our results indicate the decline of Gone Fishin' Effects on returns from the first to the second sub-sample.*

KEY WORDS: *Calendar Anomalies, GARCH, Romanian Capital Market, Volatility, Persistence in Time*

JEL Classification: *G02, G14, G19*

1. INTRODUCERE

Efectul Gone Fishin' este o anomalie calendaristică constând în diferențe semnificative între randamentele acțiunilor din perioadele asociate vacanțelor de vară (iulie – septembrie pentru Emisfera Nordică și ianuarie – martie pentru Emisfera Sudică) și restul anului (Hong & Yu, 2009). Această sezonabilitate poate fi pusă în legătură cu unele particularități ale comportamentului investitorilor în timpul vacanțelor. Aversiunea lor față de risc poate spori din cauza așa – numitului spirit de vacanță (Brockman & Michayluk, 1998; Bouman & Jacobsen, 2002; Coakley et al., 2007). În aceste perioade, când mulți investitori sunt plecați, volumul tranzacțiilor de la bursele de valori scade, iar prețurile acțiunilor se diminuează (Hong & Yu, 2009). În comparație cu restul anului, investitorii cheltuiesc sume mai mari de bani, care pot cauza unele constrângeri de lichiditate (Abadir et al., 2005). În plus, vremea bună prezintă de obicei în lunile vacanțelor de vară poate afecta comportamentul investitorilor (Hirshleifer & Shumway, 2003; Cao & Wei, 2005).

Cunoștințele despre anomaliile calendaristice, precum Efectul Gone Fishin', pot fi exploatate de investitori prin elaborarea unor strategii de succes în tranzacțiile

bursiere. Oportunitățile de acest tip sunt utilizate, de teoriile Comportamentului Financiar, drept argumente împotriva Ipotezei Piețelor Eficiente (EMH) elaborate de Fama (1970) care stipulează că valorile din trecut ale prețurilor acțiunilor nu sunt utile pentru obținerea profiturilor pe piețele de capital. Totuși, exploatarea anomaliilor calendaristice este foarte dificilă dacă acestea nu sunt persistente în timp. Unele studii au relevat schimbările suferite, în ultimele decenii, de aceste forme de sezonalitate (Dimson & Marsh, 1999; Marquering et al., 2006; Siriopoulos & Giannopoulos, 2006). S-a demonstrat de asemenea că trecerea de la perioade calme la perioade turbulente poate afecta unele anomalii calendaristice (Holden et al., 2005).

În ultimele decenii a fost revelată importanța volatilității prețurilor acțiunilor în deciziile de investiții. Descoperirea modelelor GARCH (General AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity) a facilitat analiza variației în timp a volatilității piețelor financiare (Engle, 1982; Bollerslev, 1986). Aceste modele au fost utilizate și pentru studiul sezonalității randamentelor și volatilității prețurilor acțiunilor (Choudhry, 2000; Kiyamaz & Berument, 2003).

În această lucrare studiem prezența Efectelor Gone Fishin' la Bursa de Valori București (BVB) din ianuarie 2000 până în iulie 2013. Pentru a analiza persistența în timp a acestei anomalii calendaristice desfășurăm investigația pentru două perioade de timp: prima, din ianuarie 2000 până în decembrie 2006, când prețurile acțiunilor au cunoscut o creștere moderată care ar putea fi considerată drept relativ calmă, în timp ce a doua, din ianuarie 2007 până în iulie 2013 a fost afectată de turbulențe semnificative cauzate de evenimente precum aderarea României la Uniunea Europeană sau recenta criză globală. Vom utiliza modele GARCH pentru a revela sezonalitatea nu doar pentru randamentele indicilor ci și pentru volatilitatea acestora. Pe lângă modelul GARCH standard vom folosi și alte variante care ne permit să identificăm reacțiile asimetrice ale volatilității acțiunilor la veștile favorabile și nefavorabile precum EGARCH (Nelson, 1991) și GJR GARCH (Glosten et al., 1993).

Restul acestei lucrări este organizat după cum urmează: partea a doua descrie datele și metodologia utilizate în studiul Efectelor Gone Fishin', a treia parte prezintă rezultatele empirice, iar a patra parte formulează concluziile.

2. DATELE SI METODOLOGIA

În această investigație despre prezența Efectelor Gone Fishin' folosim valori de închidere zilnice pentru cinci indici importanți ai BVB: BET, BET-C, BET-FI, BET-XT și BET-NG din ianuarie 2000 până în iulie 2013. Utilizăm două sub-eșantioane de date:

- primul sub-eșantion, din ianuarie 2000 până în decembrie 2006, corespunzând unei perioade relativ liniștite;
- al doilea sub-eșantion, din ianuarie 2007 până în iulie 2013, corespunzând unei perioade turbulente.

Nu toți indicii acoperă integral cele două perioade. Calculul indicelui BET FI a început în noiembrie 2000, iar BET-XT și BET-NG au fost lansate în ianuarie 2007 (Tabelul 1).

Table 1 – Compoziția și sub-eșantioanele indicilor BVB

Indice	Compoziție	Primul sub-eșantion (perioadă calmă)	Al doilea sub-eșantion (perioadă turbulentă)
BET	Conține acțiunile celor mai lichide 10 companii listate pe piața regulată a BVB	Ianuarie 2000 - Decembrie 2006	Ianuarie 2007 – Iulie 2013
BET-C	Conține toate companiile mari listate la BVB, cu excepția SIF-urilor	Ianuarie 2000 - Decembrie 2006	Ianuarie 2007 – Iulie 2013
BET-FI	Cele cinci SIF-uri	Noiembrie 2000 - Decembrie 2006	Ianuarie 2007 – Iulie 2013
BET-XT	Conține cele mai lichide 25 de acțiuni tranzacționate la BVB, inclusiv SIF-urile	x	Ianuarie 2007 – Iulie 2013
BET-NG	Conține acțiunile companiilor care au activitatea principală localizată în sectorul energetic și al utilităților aferente	x	Ianuarie 2007 – Iulie 2013

Pentru cei cinci indici calculăm randamentele logaritmice ($r_{i,t}$):

$$r_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] * 100 \quad (1)$$

unde P_t și P_{t-1} sunt prețurile de închidere ale unui indice în zilele t , respectiv $t-1$.

Pentru a evita regresiiile false în modelele GARCH vom analiza staționaritatea randamentelor folosind testele Augmented Dickey – Fuller (ADF), cu o constantă ca termen deterministic (Dickey & Fuller, 1979). Numerele de lag-uri sunt alese pe baza Criteriilor Informaționale Akaike (Akaike, 1973). Vom continua cu investigarea autocorelației și heteroscedasticității randamentelor utilizând modele ARMA (p, q), în care valorile lui p și q sunt determinate prin metodologia Box-Jenkins (Box et al., 1994). Asupra valorilor reziduale ale acestor regresii aplicăm testul Ljung - Box Q și testul Engle Lagrange Multiplier (LM) pentru efecte ARCH (Ljung & Box, 1978; Engle, 1982).

Identificăm Efectele Gone Fishin’ folosind o variabilă dummy, numită GF, care ia valoarea 1 pentru fiecare zi din perioada iulie – septembrie și zero pentru restul restul anului. Toate cele trei variante de modele GARCH sunt descrise de două ecuații: a mediei condiționale și a varianței condiționale. Prima ecuație exprimă valorile randamentelor (r_t):

$$r_t = \mu_0 + \mu_1 * GF_t + \sum_{k=1}^n (\xi_k * r_{t-k}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

în care:

- μ_0 este o constantă reflectând randamentele zilelor din afara vacanței de vară (octombrie - iunie);
- μ_1 este un coeficient care reflectă diferențele dintre randamentele zilelor vacanței de vară (iulie - septembrie) și cele din restul anului;
- ξ_k este un coeficient de ordinul k al randamentelor decalate;
- n reprezintă numărul randamentelor decalate, calculate prin Criteriul Akaike Final Prediction Error (Akaike, 1969);
- ε_t este termenul eroare.

A doua ecuație, care exprimă varianța condițională a randamentelor (σ_t^2), are forme diferite pentru cele trei modele GARCH. Pentru primul constă în:

$$\sigma_t^2 = \omega + \nu * GF_t + \sum_{k=1}^q \alpha_k * \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{l=1}^p (\beta_l * \sigma_{t-l}^2) \quad (3)$$

unde:

- ω este un termen constant ce reflectă volatilitatea randamentelor pentru zilele din afara vacanței de vară;
- ν este un coeficient ce reflectă efectele Gone Fishin' asupra volatilității acțiunilor;
- α_k ($k = 1, 2, \dots, q$) sunt coeficienți asociați pătratelor valorilor decalate ale termenului eroare din ecuația mediei condiționale;
- q este numărul valorilor decalate ale termenului eroare, calculate prin Criteriile Informaționale Akaike (Akaike, 1973);
- β_l ($l = 1, 2, \dots, p$) sunt coeficienți asociați valorilor decalate ale varianței condiționale;
- p este numărul valorilor decalate ale varianței condiționale, calculat de asemenea pe Criteriile Informaționale Akaike.

Pentru modelul GJR GARCH, varianța condițională a randamentelor este exprimată astfel:

$$\sigma_t^2 = \omega + \nu * GF_t + \sum_{k=1}^q [\alpha_k * \varepsilon_{t-k}^2 + \gamma_k * \varepsilon_{t-k}^2 * I(\varepsilon_{t-k} < 0)] + \sum_{l=1}^p (\beta_l * \sigma_{t-l}^2) \quad (3)$$

unde:

- $I(\varepsilon_{t-k} < 0)$ este o variabilă dummy ce ia valoarea 1 dacă termenul eroare decalat cu rangul k este strict negativ și zero în caz contrar;
- γ_k este un coeficient asociat variabilei $I(\varepsilon_{t-k} < 0)$ exprimând reacțiile asimetrice ale volatilității la veștile favorabile și nefavorabile.

Pentru modelul EGARCH, ecuația varianței condiționale are forma:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \nu * GF_t + \sum_{j=1}^p \beta_j * \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{k=1}^q \left[\gamma_k * \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sqrt{\sigma_{t-k}^2}} + \alpha_k * \left(\frac{\varepsilon_{t-k}}{\sqrt{\sigma_{t-k}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \right] \quad (4)$$

care poate fi transformată în:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \nu * GF_t + \sum_{j=1}^p \beta_j * \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{k=1}^p [\gamma_k * \varepsilon_{t-k} + \alpha_k * |\varepsilon_{t-k}|] \quad (5)$$

$$\text{în care } \omega = \varpi - \sqrt{\frac{2}{\pi}} * \sum_{k=1}^p \alpha_k \quad (6)$$

Pentru toate randamentele, după aplicarea celor două regresii ale modelelor GARCH investigăm prezența efectelor ARCH în valorile lor reziduale prin testele Lagrange Multiplier (LM). Vom considera un model ca fiind valid doar dacă elimină efectele ARCH. Pentru fiecare indice, folosim semnificația termenilor GARCH specifici drept criterii pentru a alege între modelele valide.

3. REZULTATE EMPIRICE

Statistica descriptivă a randamentelor indică, pentru ambele sub-eșantioane, diferențe între randamentele din vacanțele de vară (perioada iulie – septembrie) și restul anului (Tabelul 2).

Tabelul 2 – Statistica descriptivă a randamentelor din primul sub-eșantion

[illegible]

BET	-0.0171697	0.0571190	1.91388	-0.637370	-13.1168	10.5645
BET C	-0.0330822	0.0494921	1.77245	-0.785856	-12.1184	10.8906
BET FI	-0.0640453	0.000000	2.79055	-0.319141	-16.0756	13.8255
BET XT	-0.0405672	0.0427129	2.06764	-0.580275	-12.6874	11.0239
BET NG	-0.0279403	-0.0048979	2.01853	-0.508333	-15.2569	13.4552

Rezultatele testelor ADF indică staționaritatea randamentelor pentru ambele sub-eșantioane (Tabelul 3).

Tabelul 3 - Rezultatele testelor ADF pentru randamente

Indice	Primul sub-eșantion		Al doilea sub-eșantion	
	Număr de lag-uri	Test	Număr de lag-uri	Test
BET	24	-8.41907***	19	-7.18438***
BET C	19	-8.15408***	21	-7.0756***
BET FI	16	-7.80248***	19	-7.98841***
BET XT	x	x	19	-7.28617***
BET NG	x	x	19	-7.82667***

Notă: ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

Tabelul 4 prezintă rezultatele testele Ljung-Box Q și ARCH LM care indică, pentru toate randamentele, prezența autocorelației și heteroscedasticității valorilor reziduale din modelele ARMA.

Tabelul 4 - Rezultatele testelor Ljung-Box Q și ARCH LM

Indice	Primul sub-eșantion		Al doilea sub-eșantion	
	Testele Ljung-Box Q	Testele ARCH LM	Testele Ljung-Box Q	Testele ARCH LM
BET	11.0535*	219.3***	10.3392*	255.727***
BET C	7.64962*	171.071***	8.57509**	286.072***
BET FI	15.2338***	117.136***	9.14922**	369.018***
BET XT	x	x	7.49322*	316.136***
BET NG	x	x	8.32526**	508.898***

Notă: ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

Pentru primul sub-eșantion aplicam modelele GARCH asupra randamentelor BET, BET C și BET FI. Rezultatele ecuației mediei condiționale indică, pentru cei trei indici, semnificația termenului constant (Tabelul 5).

Tabelul 5 - Rezultatele ecuației mediei condiționale pentru primul sub-eșantion

Indice	BET	BET C	BET FI
Termen constant	0.145380 (0.0341972) [4.251]***	0.119774 (0.0287636) [4.164]***	0.206315 (0.0579342) [3.561]***
Coeficientul variabilei GF	-0.0522323 (0.0549734) [-0.9501]	-0.0271653 (0.0471161) [-0.5766]	-0.0462522 (0.0859064) [-0.5384]
Randamente decalate de ordinul întâi	0.134167 (0.0261135) [5.138]***	0.152701 (0.0268534) [5.686]***	x

Note: Erorile standard - între paranteze rotunde; valoarea z - între paranteze pătrate; ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

Pentru cei trei indici cea mai buna variantă GARCH s-a dovedit a fi cea standard (simetrică). Rezultatele ecuației varianței condiționale indică semnificația termenului constant pentru cei trei indici, în timp ce coeficientul variabilei GF este semnificativ doar pentru BET și BET C (Tabelul 6).

Tabelul 6 – Rezultatele ecuației varianței condiționale pentru primul sub-eșantion

Indice	BET GARCH (1,1)	BET C GARCH (1,1)	BET FI GARCH (1,1)
Termen constant	0.157994 (0.0686516) [2.301]**	0.171748 (0.064907) [2.646]***	0.319983 (0.167759) [1.907]*
Coeficientul variabilei GF	-0.0785822 (0.0356022) [-2.207]**	-0.0584878 (0.0342588) [-1.707]*	-0.134152 (0.0954519) [-1.405]
alpha	0.204879 (0.0559382) [3.663]***	0.260300 (0.0626375) [4.156]***	0.226223 (0.0710127) [3.186]***
beta	0.75143 (0.0713656) [10.53]***	0.671714 (0.0798128) [8.416]***	0.762146 (0.0738723) [10.32]***
Testele ARCH LM pentru valorile reziduale ale modelelor GARCH	6.4069	15.3448	1.9374

Note: Erorile standard - între paranteze rotunde; valoarea z - între paranteze pătrate; ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

Rezultatele ecuației mediei condiționale GARCH pentru al doilea sub-eșantion indică lipsa semnificației pentru termenul constant sau pentru coeficientul variabilei GF (Tabelul 7).

Tabelul 7 – Rezultatele ecuației mediei condiționale pentru al doilea sub-eșantion

Index	BET	BET C	BET FI	BET XT	BET NG
-------	-----	-------	--------	--------	--------

Term constant	0.00506748 (0.0328361) [0.1543]	0.00688515 (0.0283229) [0.2431]	-0.0123816 (0.041624) [-0.2975]	-0.0027808 (0.0314765) [-0.08835]	-0.0020821 (0.0311856) [-0.06676]
Coeficientul variabilei GF	-0.0030043 (0.0625517) [-0.04803]	0.00671805 (0.0576619) [0.1165]	0.027563 (0.0770249) [0.3578]	0.0133233 (0.0319823) [0.4166]	0.0201269 (0.0434422) [0.4633]
Randamente decalate de prim ordin	0.0669097 (0.0265431) [2.521]**	x	0.0987989 (0.0272495) [3.626]***	x	x

Note: Erorile standard - între paranteze rotunde; valoarea z - între paranteze pătrate; ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

Pentru al doilea sub-eșantion a reieșit ca pentru cei trei indici (BET, BET XT and BET NG) cel mai adecvat model este EGARCH. Pentru BET FI folosim modelul GJR GARCH, în timp ce pentru BET C am ales modelul GARCH standard. Rezultatele ecuației varianței condiționale indică semnificația termenului constant pentru patru indici (BET, BET C, BET XT, BET NG), în timp ce coeficientul variabilei GF ar fi nesemnificativ pentru orice indice (Tabelul 8).

Tabelul 8 – Rezultatele ecuației varianței condiționale pentru al doilea sub-eșantion

Index	BET EGARCH (1,1)	BET C GARCH (1,1)	BET FI GJR GARCH (1,1)	BET XT EGARCH (1,1)	BET NG EGARCH (1,1)
Termen constant	-0.247299 (0.0506010) [-4.887]***	0.0310219 (0.0158615) [1.956]*	0.0229731 (0.0154523) [1.487]	-0.194460 (0.0434056) [-4.480]***	-0.221863 (0.0493272) [-4.498]***
Coef. variabilei GF	0.00155405 (0.0185622) [0.08372]	-0.00236263 (0.0190157) [-0.1242]	-0.0133260 (0.022542) [-0.5912]	-0.00114038 (0.0139519) [-0.08174]	0.00244536 (0.0169147) [0.1446]
alpha	0.364179 (0.0835239) [4.360]***	0.156403 (0.042056) [3.719]***	0.123805 (0.0301929) [4.100]***	0.279661 (0.0665795) [4.200]***	0.335220 (0.0831829) [4.030]***
gamma	-0.0494860 (0.0263701) [-1.877]*	x	0.171436 (0.05254) [3.263]***	-0.0377840 (0.017968) [-2.103]**	-0.0463324 (0.0254806) [-1.818]*
beta	0.963325 (0.0175985) [54.74]***	0.844413 (0.0405758) [20.81]***	0.880368 (0.0264018) [33.35]***	0.980507 (0.00996761) [98.37]***	0.964040 (0.018935) [50.91]***
ARCH LM tests for the residuals of GARCH models	39.6576	39.6342	2.13427	7.57371	7.22758

Note: Erorile standard - între paranteze rotunde; valoarea z - între paranteze pătrate; ***, **, * reprezintă nivelul de semnificație 0.01, 0.05 și 0.1.

4. CONCLUZII

În această lucrare am abordat Efectelor Gone Fishin' la BVB pentru două perioade: prima din ianuarie 2000 până decembrie 2006 și a doua din ianuarie 2000 până în iulie 2013. Pentru randamente, această anomalie calendaristică a fost semnificativă în timpul primei perioade, dar a dispărut în a doua. Pentru volatilitate, au fost identificate efecte Gone Fishin' în timpul ambelor perioade, dar cu mai mare intensitate în prima.

Pentru a doua perioadă de timp BET FI a fost singurul indice care prezintă Efectul Gone Fishin' asupra volatilității. Acest fapt ar putea sugera că acțiunile fondurilor de investiții reflectate de acest indice nu sunt atât de sensibile la spiritul de vacanță ca acțiunile celorlalte companii.

Analiza a identificat reacții asimetrice ale randamentelor știrilor favorabile și nefavorabile doar pentru al doilea sub-eșantion. Această evoluție ar putea fi corelată cu impactul crizei globale care a afectat comportamentele investitorilor în contextul declinului prețurilor acțiunilor.

Dispariția Efectelor Gone Fishin' asupra randamentelor în perioada 2007 - 2013 ar putea fi corelată cu dezvoltarea substanțială pe care piața de capital din România a experimentat-o în această perioadă de timp. O altă explicație ar fi că spiritul de vacanță nu a supraviețuit în vremuri turbulente.

REFERINȚE:

- [1]. Abadir, K.M.; Spierdijk, L. (2005) *Liquidity Constraints and the Demand for Assets: An Application to the Festivity Effect*, SSRN Working Paper Series, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=829484> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.829484>
- [2]. Akaike, H. (1969) *Fitting autoregressive models for prediction*, Annals of the Institute of Statistical Mathematics 21, pp. 243-247
- [3]. Akaike, H. (1973) *Information theory and an extension of the maximum likelihood principle*, in B. Petrov and F. Csáki (eds), 2nd International Symposium on Information Theory, Akadémiai Kiadó, Budapest, pp. 267-281
- [4]. Akaike, H. (1974) *A new look at the statistical model identification*, IEEE Transactions on Automatic Control AC-19, pp. 716-723
- [5]. Bollerslev, T. (1986) *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, No. 3, pages 307-327
- [6]. Bouman, S.; Jacobsen, B. (2002) *The Halloween indicator, "sell in May and go away": Another puzzle*, American Economic Review 92(5), pp. 1618-1635
- [7]. Box, G. E. P.; Jenkins, G. M.; Reinsel, G. C. (1994) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, 3rd ed. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ
- [8]. Brockman, P.; Michayluk D. (1998) *The Persistent Holiday Effect: Additional Evidence*, Applied Economics Letters, 5, pp. 205-209
- [9]. Cao, M.; Wei, J. (2005), *Stock market returns: A note on temperature anomaly*, Journal of Banking and Finance 29, 1559-1573

- [10]. **Coakley, J.; Kuo, J. – M.; Wood, A.** (2007), *The School's Out Effect in East-Asian Stock Markets*, EFMAEFM, Vienna Papers/0615
- [11]. **Choudhry, T.** (2001) *Month of the year effect and January effect in Pre-WWI stock returns: Evidence from a non-linear GARCH model*, International Journal of Finance and Economics, No. 6, pp. 1-11
- [12]. **Dickey, D. A.; Fuller, W. A.** (1979) *Estimators for autoregressive time series with a unit root*, Journal of the American Statistical Association 74, pp. 427-431
- [13]. **Dimson, E.; Marsh, P.** (1999) *Murphy's law and market anomalies*, Journal of Portfolio Management, 25, pp. 53-69
- [14]. **Engle, R.F.** (1982) *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, No. 50, pages 987-1007
- [15]. **Fama E.F.** (1970) *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, Vol. 25, pp. 383-417
- [16]. **Fleşer, A.; Criveanu, R. C.** (2012) *Some Consequences of the Economic Crisis in Romania*, Annals of the University of Petroşani, Economics, 12(2), pp.135-142
- [17]. **Giovanis, E.** (2009) *Calendar Effects in Fifty-five Stock Market Indices*, Global Journal of Finance and Management, Vol. 1 No. 2, pp. 75-98
- [18]. **Glosten, L. R.; Jagannathan, R.; Runkle, D.E.** (1993) *On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks*, Journal of Finance, Vol. 48 No. 5, pp. 1779-1801
- [19]. **Hirshleifer, D.; Shumway, T.** (2003) *Good day sunshine: Stock returns and the weather*, The Journal of Finance 58 (3), pp. 1009-1032
- [20]. **Holden, K.; Thompson, J.; Ruangrit, Y.** (2005) *The Asian crisis and calendar effects on stock returns in Thailand*, European Journal of Operational Research, Elsevier, vol. 163(1), pp. 242-252
- [21]. **Hong, H.; Yu, J.** (2009) *Gone fishin': Seasonality in trading activity and asset prices*, Journal of Financial Markets, Elsevier, vol. 12(4), pages 672-702, November
- [22]. **Kiyamaz, H.; Berument, H.** (2003) *The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence*, Review of Financial Economics, vol. 12, 2003, pp. 363–380
- [23]. **Ljung, G.; Box, G.** (1978) *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, Biometrika, 65, pp. 297-303
- [24]. **Marquering, W.; Nisser, J.; Valla, T.** (2006) *Disappearing anomalies: A dynamic analysis of the persistence of anomalies*, Applied Financial Economics, 16, pp. 291-302
- [25]. **Nelson, D. B.** (1991) *Conditional Heteroskedasticity In Asset Returns: A New Approach*. Econometrica, No. 59, pp. 347-370
- [26]. **Siriopoulos, C.; Giannopoulos, P.** (2006) *Market Efficiency in the Greek Stock Exchange: The Halloween Effect*, SPOUDAI, Vol. 56, No 2, University of Piraeus, pp. 75-88
- [27]. **Stefanescu, R.; Dumitriu, R.; Nistor, C.** (2012) *Prolonged Holiday Effects on Romanian Capital Market before and After the Adhesion to EU* (October 23), Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2165659>